الطلب على النقود في سورية باستخدام نموذج تصحيح الخطأ والتكامل المشترك

الدكتور ممدوح الخطيب الكسواني
كلية العلوم الإدارية
جامعة الملك سعود

ملخص

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل سلوك الطلب على النقود في سورية اعتماداً على بيانات ربع سنوية تشمل الفترة ١٩٧٤-١٩٩٤ . واستخدم الناتج المحلي الإجمالي بأسعار ١٩٨٥، ومعدل التضخم، في تقدير دوال الطلب على النقود الحقيقية. وقد توطدت علاقة طلب على النقود مستقرة طويلة الأجل بين هذه المتغيرات. وقدرت هذه العلاقة باستخدام نموذج تصحيح الخطأ وأسلوب التكامل المشترك. ونتيجة لانغلاق الاقتصاد السوري مالياً، فقد أخفق معدل الفائدة، وسعر الصرف في تفسير سلوك الطلب على النقود.

المقدمة:

زخرت الأدبيات الاقتصادية المعاصرة بكم هائل من البحوث التي تناولت الطلب على النقود بالدراسة والتحليل. وتأثرت دراسات الطلب على النقود بخمسة اتجاهات أساسية (Arestis et al., 1991). نظر الاتجاه الأول إلى النقود على أنها مخزون أو رصيد احترازي (Buffer stock)، وحاول هذا الاتجاه التركيز على المتغيرات التي يمكن أن تؤثر في تكوين ذلك المخزون (Laidler,1984) (Cuthberston and Taylor,1986.1989),(Goodhart, 1984),. وتضمن الاتجاه الثاني الدراسات التجريبية التي حاولت تفسير انزحاف الطلب على النقود منذ بداية الثمانينيات نتيجة لانتشار الابتكارات المالية (Financial innovations) (Roley, 1985) (Taylor, 1987), (Hetzel and Mehra, 1989). واستخدم الاتجاه الثالث أسلوب التكامل المشترك المرتبط بأسلوب تصحيح الخطأ لتقدير علاقات الطلب على النقود. وانطلق الاتجاه الرابع من اعتبارات نظرية في تبريره لإدخال متغيرات سلمية (Scale variables) كنفقات الاستهلاك بدلاً من الدخل في دوال الطلب على النقود. (Mankiw and Summers, 1986), (Arestis et al, 1990). أما الاتجاه الخامس فتلخص في إدخال المتغيرات الممثلة للإحلال النقدي المنبثقة من فرضية ماكينون في دالة الطلب نتيجة لتداخل الأسواق المالية الدولية (A. Chowdhury) . ويندرج هذا البحث في إطار الاتجاه الثالث لتقدير علاقات الطلب على النقود، وذلك من خلال تحديد المتغيرات الداخلة في دالة الطلب على النقود[١].

هدف البحث:

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل سلوك الطلب على النقود في سورية بغية تمكين السلطات النقدية من استخدام أدوات السياسة النقدية بما يخدم متطلبات النمو الاقتصادي. كما تهدف إلى تقدير العلاقة السكونية طويلة الأجل، وتحديد العلاقات الديناميكية المستقرة قصيرة الأجل وطويلة الأجل لدالة الطلب على النقود في سورية.

---

[١] انظر لمزيد من التفصيل حول دوال الطلب على النقود : د. موفق السيد حسن، "التطورات الحديثة للنظرية والسياسة النقدية، مفهوم النقد والطلب عليه". مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد ١٥، العدد الأول، ١٩٩٩، ص:٥-٧٤.

منهج البحث وأدواته:

سنعتمد في هذا البحث على المنهجين الاستقرائي والتحليلي. وسنقوم بتطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية في تقدير دالة الطلب السكونية طويلة الأجل على النقود. ويستخدم هذا البحث نموذج تصحيح الخطأ لتقدير نموذج الطلب الديناميكي على النقود في الأجل القصير، وأسلوب جوهانسن للتكامل المشترك لاختبار فرضية استقرار دالة الطلب على النقود في الأجل الطويل.

وهكذا، سيتم استعراض الأفكار الرئيسة لهذا البحث من خلال أربعة عناوين. يتناول العنوان الأول البيانات والوقائع، والثاني دالة الطلب السكونية على النقود في الأجل الطويل، والثالث نموذج تصحيح الخطأ، والرابع طريقة جوهانسن للتكامل المشترك.

أولاً: البيانات والوقائع:

يتصف النظام النقدي في سورية بتطوره البطيء مما ينعكس على سلوك الطلب على النقود. فرغم انتشار أنظمة الدفع الآلية، وبطاقات الائتمان، في كثير من دول العالم، إلا أن هذه الوسائل ما تزال غير مألوفة في التعاملات المالية في سورية. كما يتصف النظام النقدي في سورية بانعزاله عن النظام النقدي العالمي نتيجة للرقابة الصارمة على التعامل بالنقد الأجنبي[٢] واستعمال أسعار صرف متعددة، إضافة إلى سيطرة الدولة على النشاط المصرفي واعتبار هذا النشاط جزءاً من مؤسسات القطاع العام، مما أدى إلى قلة عدد المصارف وضعف انتشارها وضيق فعالياتها.

تعتمد هذه الدراسة على بيانات ربع سنوية عن حجم الكتلة النقدية مستمدة من مصرف سورية المركزي، وتشمل الفترة الواقعة بين الربع الثاني من عام ١٩٧٤ إلى الربع الأخير من عام ١٩٩٤. ويتناول الطلب على النقود بمفهومها الضيق (M1)[٣]. ويشمل هذا المفهوم ما سمي بالنشرة الربعية لمصرف سورية المركزي بالكتلة النقدية التي تشمل النقد في التداول (Money in circulation) والودائع تحت الطلب (Demand deposits)[٤].

أما بيانات الناتج المحلي الإجمالي بأسعار ١٩٨٥، والرقم القياسي لأسعار المستهلك، ومكمش الناتج المحلي الإجمالي بأسعار ١٩٨٥، فقد استمدت من المجموعات الإحصائية السنوية التي يصدرها المكتب المركزي للإحصاء[٥]. وبالنظر إلى عدم وجود سوق مالية في سورية تتغير فيها معدلات الفائدة وفقاً لقوانين عرض النقود والطلب عليها، فقد تمت الاستعانة بمعدلات الفائدة ربع السنوية على اليورودولار لمدة ثلاثة أشهر في سوق لندن والمنشورة في (IFS)[٦]. وقد عدلت البيانات السنوية للناتج المحلي الإجمالي والرقم القياسي لأسعار المستهلك ومكمش الناتج المحلي الإجمالي، وذلك بتطبيق طريقة التمديد الداخلي (interpolation) للوصول إلى تقديرات ربع سنوية. وحولت مقاييس النقود الاسمية إلى

---

[٢] ينظم المرسوم التشريعي رقم ٢٤ الصادر عام ١٩٨٩ التعامل بالقطع الأجنبي.

[٣] يعرف M! بأنه حاصل جمع الكتلة النقدية في التداول (النقد الورقي والمعدني) والودائع تحت الطلب (الحسابات الجارية)، وتساوي M2 حاصل جمع M! إضافة إلى الودائع الزمنية والادخارية، أما M3 فتساوي M2 إضافة إلى شبه النقود.

[٤] مصرف سورية المركزي، النشرة الربعية، أعداد مختلفة، تصدر عن مديرية الدراسات والتخطيط والإحصاء، مصرف سورية المركزي ، دمشق.

[٥] المكتب المركزي للإحصاء، المجموعة الإحصائية، أعداد مختلفة. دمشق.

[٦] International Monetary Fund (IMF): International Financial Statistics (IFS),

مقاييس حقيقية بقسمة المقاييس الاسمية على مكمش الناتج المحلي الإجمالي (Deflator) لعدم شمول الرقم القياسي لأسعار المستهلك جميع المدن والأسواق في سورية[٧].

تطورت المتغيرات المتصلة بالطلب على النقود في الاقتصاد السوري خلال فترة الدراسة على النحو التالي:

١ - ازداد حجم الكتلة النقدية M1 بالأسعار الاسمية خلال الفترة ١٩٧٤-١٩٩٤، بمعدل نمو ثابت يساوي ٤,٧% سنوياً.

٢ – ارتفع الرقم القياسي الضمني لأسعار الناتج المحلي الإجمالي بمعدل نمو ثابت قدره ٣,٢% سنوياً.

٣ - ارتفع حجم الكتلة النقدية الحقيقية M1 بمعدل نمو سنوي ثابت قدره ١,٤% سنوياً.

٤ - ارتفع الناتج المحلي الإجمالي بأسعار ١٩٨٥ بمعدل نمو ثابت قدره ٠,١% سنوياً.

٥ - بلغ متوسط سرعة تداول النقود بالمفهوم الضيق ٢,٢٧.

٦ - بلغ متوسط نسبة كتلة النقود M1 من كتلة النقود M3 مقدار 86.4%.

ويلاحظ أن أداء الاقتصاد السوري خلال الفترة المشار إليها لم يكن متجانساً، حيث يتبين أن معدلات النمو الاقتصادي والتضخم والكتلة النقدية وسرعة التداول كانت كما هو موضح في الجدول (١) التالي:

جدول (١): معدلات النمو الاقتصادي والتضخم وتغير الكتلة النقدية الحقيقية وسرعة التداول النقدي خلال الفترة ١٩٧٤-١٩٩٤ [٨]

الفترة	النمو الاقتصادي %	التضخم %	الكتلة النقدية %M1	الكتلة النقدية %M3	نسبة M1/M3 %	سرعة التداول من M1	معدل تغير سرعة تداول النقود %
١٩٨٦:١-١٩٧٤:٢	١,٤	٢,٦	٢,٦	٢,٧	٨٩,٥	٢,٤	١,٢-
١٩٩٠:٢ -١٩٨٦:٢	٠,٦	٥,٧	٢,٠-	١,٦-	٨٤,١	٢,٠	٢,٦
١٩٩٤:٤-١٩٩٠:٣	٢,٠	١,٩	٢,٨	٢,٩	٨٠,٣	٢,١	٠,٩-
١٩٩٤:٤-١٩٧٤:٢	٠,١	٣,٢	١,٤	١,٦	٨٦,٤	٢,٣	٠,٤-

المصدر : المكتب المركزي للإحصاء: المجموعة الإحصائية ، أعداد مختلفة.

ويتبين من النتائج الملخصة في الجدول (١)، أن أداء الاقتصاد السوري كان متبايناً خلال الفترة ١٩٨٦:٢-١٩٩٠:٢ مقارنة بالفترتين السابقة واللاحقة، حيث انخفضت معدلات النمو الاقتصادي،

---

[٧] استخدم مكمش الناتج المحلي الإجمالي لقياس التضخم في عدة دراسات أهمها بحث Miller , S, " Monetary Dynamics: An application of cointegration and error-correction modelling" .J.M.C.B, 1991.

[٨] : حسبت معدلات النمو باستخدام النموذج الأسي التالي $ln\ X_t = a + bt$، حيث يمثل المعامل b معدل النمو السنوي الثابت.

وارتفعت معدلات التضخم، وتقلص حجم الطلب على النقود مقاساً بـ M1 و M3 ، وانخفضت سرعة تداول النقود، وارتفع معدل تغير سرعة التداول النقدي.

وبلغت سرعة تداول النقود ٢,٣ خلال الفترة ٢:١٩٧٤-٤:١٩٩٤، وانخفضت هذه السرعة خلال الفترتين ٢:١٩٧٤-١:١٩٨٦ و ٣:١٩٩٠-٤:١٩٩٤ بمعدل سنوي قدره ١,٢% و ٠,٩% على التوالي. وارتفعت سرعة التداول المقدرة خلال الفترة ٢:١٩٨٦-٢:١٩٩٠ بمعدل سنوي قدره ٢,٦% سنوياً, ومما يذكر أنَّ سرعة تداول النقود قد بلغت أقل قيمها خلال الفترة ١:١٩٨٤-٤:١٩٨٧ حيث بلغت بالمتوسط ١,٧. وباستعراض تطور بعض المتغيرات الكلية خلال الفترة المدروسة بكاملها، يتضح أن كتلة النقود الاسمية ومكمش الناتج المحلي الإجمالي، والناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ، قد ارتفعت بمعدل ٤,٧%، و٣,٢%، و٠,١% على التوالي [٩].

ثانياً: دالة الطلب السكونية على النقود في الأجل الطويل:

يرتبط الطلب الحقيقي على النقود وفق صيغة Cagan (Cagan, 1963) بالدخل الحقيقي (Y) و بمعدل الفائدة (i). ويندرج الدخل الحقيقي في دالة الطلب على النقود لتمثيل الطلب على النقود الناجم عن التبادل أو حجم المبادلات، أما سعر الفائدة فيمثل تكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود. وجرت العادة في الدول النامية التي لم تكتمل أسواقها المالية، على استبدال معدل التضخم بمعدل الفائدة. وبذلك تأخذ دالة الطلب على النقود في أبسط صورها الصيغة التالية (Choudhary,1995):

$$(M/P)^d = f(Y,i) \qquad \{1\}$$

حيث يرمز $(M/P)^d$ الطلب على النقود الحقيقية، M النقود الاسمية، P مستوى الأسعار، أما حجم المبادلات فيتمثل بالدخل الحقيقي (Y) أو بالثروة الحقيقية (W). ويفترض منهجا كامبردج وكينز، توطد علاقة طرية بين الطلب على النقود والدخل الحقيقي، حيث يزداد الطلب على النقود بزيادة حجم المبادلات التي يمثلها الدخل الحقيقي كمتغير إنابي (Proxy). كما يفترضا وجود علاقة عكسية بين الطلب على النقود ومعدل الفائدة (i) (أو معدل التضخ π)، حيث ينخفض الطلب على النقود بارتفاع معدل الفائدة . أما حسب فريدمان (Friedman, 1956)، فتتوطد علاقة توازنية مستقرة في الأجل الطويل بين الطلب على النقود الحقيقية وكل من مستوى الدخل الحقيقي أو الثروة الحقيقية، وتكلفة الفرصة البديلة للاحتفاظ بالنقود ممثلة بمعدل التضخم المتوقع أو سعر الفائدة.

وتقوم بعض الدراسات التطبيقية للطلب على النقود بإدخال متغيرات إضافية في دالة الطلب على النقود كأسعار الصرف (Exchange rates) الحقيقية أو الاسمية (Bahamani-Oskooee, 1991) و (Augustine and Shwiff, 1993)، ومعدلات الفائدة قصيرة وطويلة الأجل (Asseery, 1997)، والمتغيرات الصورية وذلك لأخذ خصوصيات أداء الاقتصاد ضمن الفترات الزمنية الجزئية الداخلة في التحليل (Arestis and Demetiades, 1991), (Darke,1993).

وتأخذ العلاقة (١) الشكل اللوغاريتمي الخطي التالي:

$$ln(M/P)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \, lnY_t + \alpha_2 \, ln i_t + \mu_t \qquad \{2\}$$

---

[٩] حسبت معدلات النمو اعتماداً على المتغيرات المستقاة من المجموعات الإحصائية السنوية التي يصدرها المكتب المركزي للإحصاء.

حيث أخذت جميع متغيرات العلاقة بالشكل اللوغاريتمي. وبترميز المتغيرات بالشكل اللوغاريتمي بأحرف صغيرة، واستبدال معدل التضخم بمعدل الفائدة ، تأخذ دالة الطلب على النقود الشكل المبسط التالي:

$$m_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 \pi_t + \mu_t \qquad \{3\}$$

حيث : $m_t = ln(M/P)_t$ ، $y_t = lnY_t$ ، $\pi_t = ln P_t$ ، μ_t : متغير عشوائي.

ونظرًا لانتهاج الاقتصاد السوري سياسة صارمة في مراقبة تداول القطع الأجنبي، وتحديد سعر الصرف الرسمي بقرارات إدارية وفق السياسة التي تنتهجها السلطات النقدية، فإن سعر الصرف لم يؤخذ في الحسبان عند دراسة وتحليل دوال الطلب على النقود في سورية. في حين تبين أن إدخال سعر الفائدة على اليورودولار لم يكن معنوياً مما أدى كذلك إلى استبعاده ، وذلك نتيجة لانعزال السوق المالية السورية عن السوق المالية العالمية.

وبتقدير معالم العلاقة (٣) بطريقة المربعات الصغرى العادية، وبافتراض تقدير معدل التضخم المتوقع بمعدل التضخم الفعلي، نحصل على النموذج المقدر التالي:

$$\hat{m}_t = -5.027 + 1.391 y_t - 1.206\pi_t - 0.279 DUM$$
$$(-15.9) \quad (49.99) \quad (-2.971) \quad (-16.147) \qquad \{4\}$$
$$\overline{R}^2 = 0.974 \qquad DW = 0.816 \qquad F = 1020.42$$

ويمثل النموذج (٤)، دالة الطلب على النقود الحقيقية في الأجل الطويل المعروفة بمعادلة التكامل المشترك (Cointegrating equation). وقد أدرج في هذه المعادلة متغير صوري لأخذ أداء الاقتصاد السوري في الفترة التي تميزت بارتفاع معدل التضخم وانخفاض معدلي النمو الاقتصادي والطلب الحقيقي على النقود. ويتضح من النموذج المقدر توافق معلماته مع النظرية الاقتصادية. فقد ارتبط الطلب الحقيقي على النقود بالدخل الحقيقي بعلاقة طردية، وبمعدل التضخم بعلاقة عكسية. وقدرت مرونة الطلب بالنسبة للدخل الحقيقي بـ ١,٣٩١ وبالنسبة لمعدل التضخم بـ١,٢٠٦. وتجدر الإشارة إلى أن النموذج (٤) يعاني من مشكلة ارتباط ذاتي موجب ، إضافة إلى أن معامل ديربن واتسون يقل عن معامل التحديد مما قد يفسر بوجود ارتباط زائف (Spurious correlation) بين متغيرات النموذج.

ثالثاً: نموذج تصحيح الخطأ (Error Correction Model)

شهدت الثمانينيات ثورة في تحليل السلاسل الزمنية باعتبارها تمثيلاً للسلوك غير المستقر للمتغيرات الاقتصادية الكلية. ويندرج في هذا السياق نموذج تصحيح الخطأ المطبق على الطلب الحقيقي الديناميكي على النقود في الأجل القصير. ويسمح هذا النموذج بالتعرف على سلوك الطلب على النقود في الأجل القصير. وقبل بناء نموذج تصحيح الخطأ حسب صياغة Engle and Granger (1987) ، فمن الضروري التحقق من أن متغيرات نموذج الطلب على النقود متكاملة (Cointegrated) من الدرجة ذاتها (أعلى من الصفر). ويخول التكامل المشترك لمتغيرات النموذج استخدامها في نموذج تصحيح الخطأ.

سيتم استخدام اختبار ديكي ـ فوللر الموسع(١٩٧٩ و١٩٨٩) (ADF) لاختبار درجات تكامل المتغيرات. وبشكل أوضح، سيتم اختبار المعادلة التالية لاختبار فرضية جذر الوحدة لجميع المتغيرات في دالة الطلب على النقود:

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{n-1} \alpha_{3i} \Delta x_{t-i} + \mu_t \qquad \{5\}$$

حيث يشير Δ إلى الفرق الأول، و t للزمن ، و n لدرجة الانحدار الذاتي التي ستختار بحيث تكون السلسلة الزمنية للبواقي من نوع التشويش أو الضجيج الأبيض (White noise) .

وعرضت نتائج اختبارات جذر الوحدة في الجدول (٢)، إضافة إلى درجات المعنوية وذلك اعتماداً على اختباري ديكي ـ فوللر الموسع (ADF) وفيليب بيرون (PP). وقد رفضت فرضية التكامل من الدرجة صفر لجميع المتغيرات بمستوى معنوية ٥%، مما يعني أن المتغيرات غير مستقرة في مستوياتها ولكنها مستقرة في فروقها الأولى.

جدول (٢) : اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات
دالة الطلب على النقود

المتغيرات	مستوى المتغير		الفرق الأول	
	ADF	PP	ADF	PP
m	-2.544(4)	-1.635(3)	-4.3(1)	-7.123(3)
y	-2.887(1)	-2.739(3)	-3.079(0)	-3.107(3)
π	-2.246(1)	-1.212(3)	-5.622(3)	-9.924(3)

القيم الحرجة لاختبار ديكي ـ فولر للمستويات: -٤,٠٧١ عند ١%؛ -٣,٤٦٤عند ٥%؛ -٣,١٥٨عند ١٠%.

و للفروق: -٢,٧٢٧ عند ١%؛ -١,٩٦٤ عند ٥%؛ -١,٦٢٧عند ١٠%. وقد اعتمد على معيار AIC لتحديد

عدد فترات التباطؤ المدرجة بين قوسين.

ويتضح من الجدول (٢) أنه لا يمكن رفض فرضية العدم القائلة: إنَّ لمتغيرات دالة الطلب على النقود جذر الوحدة، في حين يمكن رفض هذه الفرضية للفروق الأولى للمتغيرات ، مما يعني أن المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى I(1)، وأن الفروق الأولى لهذه المتغيرات متكاملة من الدرجة صفر I(0)، ومن ثمَّ فمن الممكن أن تكون هذه المتغيرات متكاملة تكاملاً مشتركاً في إطار دالة الطلب على النقود.

واعتماداً على أدبيات التكامل المشترك، استخدمت طريقتان: الأولى طريقة إنجل وغرانجر (Engle and Granger ,1987)، والثانية طريقة جوهانسن (Johansen, 1988) و (Johansen and Juselus, 1990) لاختبار إمكانية التكامل المشترك. وتختبر طريقة إنجل وغرانجر بواقي انحدار التكامل المشترك، في حين تختبر طريقة جوهانسن عدد علاقات التكامل المشترك في نظام متجهات الانحدار الذاتي (VAR) . ويؤخذ في هذين الاختبارين عدد من حدود التباطؤ لاستبعاد الارتباط الذاتي.

وقدرت إحصائية ADF لبواقي انحدار التكامل المشترك (النموذج ٣) بـ (ـ٥,٢٢٣). وبمقارنة هذه الاحصائية بالقيمة الجدولية المساوية ـ٢,٥٩١ بمستوى دلالة ١% يتبين عدم إمكانية قبول فرضية العدم القائلة: إنَّ لبواقي انحدار التكامل المشترك جذر الوحدة، مما يعني أن هذه البواقي مستقرة من الدرجة صفر I(0) ، وأن متغيرات نموذج دالة الطلب على النقود متكاملة تكاملاً مشتركاً.

وتستخلص من نتائج اختبارات جذر الوحدة والتكامل المشترك ملاحظتان. تفيد الأولى أن متغيرات دالة الطلب على النقود غير مستقرة في مستواها، ومن ثمَّ فإن تطبيق نموذج التكيف الجزئي سيعاني من مشكلة عدم التحديد. وتتلخص الملاحظة الثانية، بتوطد علاقة ديناميكية قصيرة الأجل بين متغيرات النموذج، مما يسمح بوصفها عبر آلية نموذج تصحيح الخطأ.

ويستخدم حد الخطأ (Error term) الذي تم الحصول عليه من انحدار التكامل المشترك، لبناء نموذج تصحيح الخطأ. وحسب Hendry، سوف تؤخذ عدة فترات إبطاء لجميع المتغيرات التفسيرية، وإبطاء لفترة واحدة لحد تصحيح الخطأ، وبالتدريج سيتم حذف المتغيرات غير المعنوية إحصائياً. وبتطبيق نموذج تصحيح الخطأ ذي الخطوتين كما اقترحه Granger تم التوصل إلى النموذج المقدر التالي:

$$\Delta m_t = 0.009 + 0.543\Delta y_t - 0.208\Delta\pi_{t-4} - 0.082DUM - 0.225e_{t-1}$$

$$(1.825) \quad (2.128) \quad (-2.38) \quad (-3.147) \quad (-3.089) \qquad \{6\}$$

$$\overline{R}^2 = 0.602 \qquad LM_{(1)} = 1.861 \qquad LM_{(4)} = 4.923 \qquad F = 15.955$$

ويتبين من نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ أن هناك علاقة ديناميكية قصيرة الأجل بين الطلب على النقود في سورية وبين كل من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومعدل التضخم. ونظراً لأن حد الخطأ المقدر سالب الإشارة الجبرية ومعنوي إحصائياً، فمن الممكن تفسيره على أنه يقيس نسبة اختلال التوازن في الطلب على النقود التي يمكن تصحيحها من فترة زمنية لأخرى.

ويستنتج من النموذج (٦)، أن مرونة الطلب على النقود في الأجل القصير تساوي ٠,٥٤٣ بالنسبة للدخل الحقيقي، و٠,٢٠٨ بالنسبة لمعدل التضخم. كما يبين معامل تصحيح الخطأ المساوي ٠,٢٢٥ أن ٢٢,٥% من اختلال التوازن في الطلب على النقود في سورية يمكن تصحيحها من فترة زمنية لأخرى.

رابعاً: طريقة جوهانسن للتكامل المشترك: (Johansen Technique)

يعدّ اختبار انجل وغرانجر للتكامل المشترك كافياً لو اقتصر الاهتمام على فحص أثر حد تصحيح الخطأ على طلب النقود لفترتين متتاليتين (مثلاً $t,\ t-1$)، أما وأن الاهتمام ينصب على هيكل الطلب على النقود بكامله، فمن المفيد جداً استخدام تحليل التكامل المشترك متعدد المتغيرات لجوهانسن لتحقيق هذا الهدف.

ويفضل أسلوب الإمكانية العظمى (اختبار جوهانسن) Maximum likelihood procedure المقترح من قبل جوهانسن (Johansen, 1988.1991) و جوهانسن وجوسيلس (Johansen and Juselius 1990) عندما يزيد عدد المتغيرات محل الدراسة عن متغيرين لاحتمال وجود أكثر من متجه للتكامل المشترك. ولا تقتصر ميزة اختبار جوهانسن على حالة المتغيرات المتعددة، بل أثبت كونزالو (Gonzalo 1990) من خلال تجارب بواسطة طريقة مونت كارلو Monte Carlo تفضيل منهج جوهانسن على أسلوب انجل وغرانجر ذي الخطوتين حتى في حالة نموذج بمتغيرين.

ولتحديد عدد متجهات التكامل المشترك، اقترح (Johansen ,1988,1991) ، و (Juselius and Johansen 1990)، إجراء اختبارين. الأول اختبار الأثر (Trace) لاختبار فرضية أن هناك على الأكثر q من متجهات التكامل المشترك مقابل النموذج العام غير المقيد r=q ، وتحسب إحصائية نسبة الإمكانية لهذا الاختبار من العلاقة التالية:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{p} ln(1-\hat{\lambda}_i) \qquad \{7\}$$

حيث $\lambda_{r+1},\ldots\ldots,\lambda_p$ هي أصغر قيم المتجهات الذاتية p-r. وتنص فرضية العدم على وجود عدد من متجهات التكامل المشترك يساوي على الأكثر r . أي أن عدد هذه المتجهات يقل أو يساوي r حيث r=0,1,2,3 في حالة دالة الطلب على النقود التي يجري تحليلها. والثاني هو اختبار القيمة الذاتية القصوى ($\lambda_{\max}$) الذي تحسب إحصائيته وفق العلاقة التالية:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T\, ln(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \qquad \{8\}$$

ويجري اختبار فرضية العدم التي تنص على وجود r من متجهات التكامل المشترك مقابل الفرضية البديلة التي تنص على وجود r+1 من متجهات التكامل المشترك.

وتوضح نتائج اختباري الأثر والقيمة العظمى الملخصة في الجدول (٣)، أن من الممكن بسهولة رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود أي متجه للتكامل المشترك وذلك عند مستوى دلالة يساوي ٥%. ولما كانت القيمة المحسوبة لنسبة الإمكانية (LR) (33.64) تزيد عن القيمة الحرجة (27.07) بمستوى دلالة ٥%، فإننا نرفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود أي متجه للتكامل المشترك. وبصورة مقابلة ولما كانت القيمة المحسوبة لنسبة الإمكانية (17.43) تقل عن القيمة الحرجة (٢٠,٩٧) بمستوى دلالة ٥%، فإننا لا نستطيع رفض فرضية العدم القائلة بوجود متجه واحد على الأقل للتكامل المشترك.

جدول (٣): اختبارات جوهانسن للتكامل المشترك

فرضية العدم	القيمة الحرجة لاختبار الأثر ٥%	القيمة الحرجة لاختبار القيمة العظمى ٥%	الأثر $\lambda_{trace} = -T\sum \ln(1-\hat{\lambda}_i)$	القيمة العظمى $\lambda_{\max} = -T\ln(1-\hat{\lambda}_i)$	قيم المتجه $Eigenvalue{:}\hat{\lambda}_i$
$r \le 0$	47.21	٢٧,٠٧	61.558843	٣٣,٦٤٣٦٢	٠,٣٣٩٨٩٣
$r \le 1$	٢٩,٦٨	٢٠,٩٧	27.915223	١٧,٤٣٣٣٢	٠,١٩٣٦٤١
$r \le 2$	١٥,٤١	١٤,٠٧	10.481903	٩,٥٤١١٥٤	٠,١١١١١٩
$r \le 3$	٣,٧٦	٣,٧٦	0.940749	0.940749	٠,٠١١٥٤٧

القيم الحرجة مستخرجة من : M. Osterwald-Lenum,p.468.

كما يبين اختبار القيمة العظمى وجود المتجه الوحيد التالي للتكامل المشترك:

$$m_t = -5.72 + 1.448 y_t - 3.534\pi_t - 0.3DUM$$
$$(0.046) \quad (0.824) \quad (0.029) \qquad \{9\}$$

Log likelihood = 883.83

(القيم بين الأقواس تمثل الأخطاء المعيارية)

ويتبين من تقديرات متجه التكامل المشترك بالنموذج (٩)، أن مرونة الطلب الدخلية على النقود في الأجل الطويل تساوي ١,٤٤٨ في حين أن مرونة الطلب على النقود في الأجل الطويل بالنسبة لمعدل التضخم تساوي ٣,٥٣٤.

وبذلك يتضح أن كامل هيكل الطلب على النقود في سورية، متكامل تكاملاً مشتركاً مع الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي ومعدل التضخم. وتعني هذه النتيجة وجود توليفة خطية ساكنة بين الطلب على النقود والناتج المحلي الإجمالي ومعدل التضخم على الرغم من كون متغيرات الطلب على النقود والناتج المحلي الإجمالي ومعدل التضخم ـ كل على حده ـ غير ساكنة. وتؤكد هذه النتيجة أخيراً وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين هذه المتغيرات مما يعني أن هذه المتغيرات لا تبتعد عن بعضها كثيراً بحيث تظهر سلوكاً متشابهاً .

تناولت هذه الدراسة تحليل الطلب على النقود بمفهومها الضيق في سورية خلال الفترة ١٩٧٤-١٩٩٤. وقد تبين نتيجة التحليل القياسي الذي استخدم نموذجي تصحيح الخطأ والتكامل المشترك ، توطد علاقة طلب على النقود الحقيقية مستقرة في الأجل الطويل، وأن الناتج المحلي الإجمالي بالأسعار الثابتة ومعدل التضخم من أهم المتغيرات المؤثرة في مستوى الطلب على النقود الحقيقية. وقدرت مرونات الطلب على النقود الحقيقية كما هو ملخص في الجدول (٤) التالي:

جدول (٤): مرونات الطلب على النقود

المتغير	سكونية طويلة الأجل	ديناميكية قصيرة الأجل	ديناميكية طويلة الأجل
الناتج الحقيقي	١,٣٩١	٠,٥٤٣	١,٤٤٨
معدل التضخم	-١,٢٠٦	-٠,٢٠٥	-٣,٥

ويتبين أن المرونات الديناميكية طويلة الأجل تفوق المرونات الديناميكية قصيرة الأجل بالنسبة لكل من الناتج الحقيقي ومعدل التضخم. ويتضح أن أثر الدخل في الأجل القصير على طلب النقود يفوق أثر معدل التضخم، في حين يحصل العكس تماماً في الأجل الطويل.

وقد أدى انغلاق الاقتصاد السوري مالياً وتخلف وسائل وآليات الدفع فيه وتعدد أسعار الصرف، إلى إخفاق بعض المتغيرات المهمة كسعر الفائدة وسعر الصرف في تفسير جزء من سلوك الطلب على النقود. كما أن نفقات الاستهلاك لم تفلح في الحلول مكان الناتج المحلي كمتغير سلمي في تفسير سلوك الطلب على النقود. وفي حين أدى انتشار الابتكارات المالية إلى حدوث انزحاف في دالة الطلب على النقود في بعض الدول، فإن الانكماش الاقتصادي وارتفاع معدلات التضخم قد أدت إلى انزحاف من نوع آخر لدالة الطلب على النقود. وتبين أن اتخاذ الحكومة لبعض الاجراءات الاقتصادية (الاكتتاب على السيارات والهواتف، ورفع معدلات الضرائب والرسوم، والتنظيم المالي للاتجار بالعقارات، الخ...) قد أدت إلى تقليص السيولة في الاقتصاد السوري وانخفاض سرعة التداول النقدي. لذلك، فإن إجراء بعض الإصلاحات الاقتصادية التي ينادي بها صندوق النقد الدولي كإعادة هيكلة الاقتصاد، وتوحيد أسعار الصرف، وتحرير السوق المالية من العوائق، قد تؤدي في الأجل الطويل إلى تحسن في أداء الاقتصاد السوري.

المراجـــع

- Areestis, Ph., and Demetriades, P., (1991) “Cointegration, Error Correction and the Demand for Money in Cyprus”, Applied Economics, Vol. 23, 1417-1424.
- Asseery, A.A. (1997), “ Estimating of the Demand for Broad Money Balances of Saudi Arabia sing The Time Series Approach to Econometrics”, J, King Saud Univ. Vol. 9 Admin. Sc. (1), 9-20
- Asseery, A. A (1990).”Unit Roots and Cointegration Theory with Application to the Real Money Demand Functions of the Industrial World. Ph.D.. Thesis, Wales U.K
- Augustine C.A, Shwiffm S.S. (1993), “ Cointegration, Real Exchange Rate and Modelling the Demand for Broad Money”, Applied Economics, 25, 717-726.
- Bahmani-Oskooee, M. (1991):, “ The Demand for Money in an Open Economy: the United Kingdom”, 23, 1037-1042.
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J., and Hendry, D. (1993) “ Cointegration Error-Correction, and Econometric Analysis of Non-Stationary Data,” Oxford, Oxford University Press.
- Bhargava, A. S., (1986), ”On The Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series”, Review of Economic Studies. Vol. 53,369-384.
- Cagan, R. (1956): ”The Monetary Dynamics of Hyperinflation” , in Studies in the Quantity Theory of Money, M. Friedman (Ed.), University of Chicago Press, Chicago.
- Chowdhury, A.R. (1997): ” The Financial Structure and the Demand for Money in Thailand”, Applied Economics, 29, 401-409.
- Choudhry, T. (1995)” Long-run Money Demand Function in Argentina During 1935- 1962:Evidence from Cointegration and Error Correction Models”, Applied Economics, 27, 661-667.
- Cuthberston, K. and Tylor, M..P. (1986):” Buffer-Stock Money: an assessment, in the Operation and Regulation of Financial Markets (Eds.) D.A. Currie, C.A.E.

  Goodhart and D. Llewellyan, Macmillan, London.
- Cuthberston, K and Taylor M.P (1989).:”Anticipation and Unanticipated Variables in the Demand for M1 in the UK. The Manchester School of Economics and Social Studies, 57, 319-339.

- Darke, L. (1993):' Modelling U K House Prices Using Cointegration: an Application of the Johansen Technique", 25, 1225-1228.
- Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1979), " Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". Journal of the American Statistical Association, Vol. 74, 427-431.
- Dickey, D. A., and Fuller, W. A (1989) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root " Econometrica, Vol. 49, 1057-1072.
- Dickey, D. A., and Fuller, W. A, (1979) "Autoregression Time Series with a Unit Root", Journal of the American Statistical Association, Vol.26, 427-431.
- Dickey, D. A., and Rossana, R.. J., (1994)" Cointegrated Time Series:A Guide to Estimation and Hypothesis Testing", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.56, 3,25-353.
- Domowitz, I. and El-badawi, I., (1987) " An Error Correction Approach to Money Demand: The Case of Sudan", Journal of Development Economics. Vol.26, 257-275.
- Engle, R., and Granger, C. W. J., (1987)" Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", Econometrica, Vol. 55, 251-276.
- Engle, R, and Yoo, B.S. (1987), "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems", Journal of Econometrics, Vol.35, 143-159.
- Friedman M. (1956),"Studies in the Quantity Theory of Money, Chicago University Press, Chicago.
- Gonzalo, C., (1994) "Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationship", Journal of Econometrics, Vol. 60, 203-233.
- Goodhart, C,A, E. (1984):" Monetary Theory and Practice: The Experience", Macmillan, London.
- Granger, C. W. J. (1986), "Development in the Study of Cointegrated Variables."Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 48,.213-228.
- Granger, C.W.J., and Newbold, P., (1974) " Spurious Regression in Econometrics" Journal of Econometrics, Vol.2.111-120
- Huang, G., (1994): " Money Demand in China in the Reform Period: An Error Correction Model", Applied Economics, Vol. 26, 713-719.
- Johansen, S. and Juselius, K, (1990):" Maximum Likelihood Estimation and Interference Cointegration with Application to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 169-209.

- Johansen S., and Juselius, K, (1988) “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol.12, 231-254.
- Johansen S., and Juselius, K, (1991),“Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Autoregressive Models”. Econometrica, Vol.59. 1551-1580.
- Judge, G.C., Griffiths, W. E., Hill, R. C., Luthepohl, H., H., and Lee, T. C, (1994)“ The Theory and Practice of Econometrics, 3rd Ed. New York, John Wiley and Sons.
- Laidler, D.W. (1984),:”The Buffer Stock Notion in Monetary Economics”, Economics Journal (Supplement), 17-34.
- Leventakis, J.A, (1993):” Modelling Money Demand in Open Economics over the Modern Floating Rate Period”, Applied Economics, 25, 1005-1012.
- Leybourne, S.J., and McCabe, B.P.M.,” (1993) A Simple Test for Cointegration”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.55, 2, 97-103.
- Leybourne, S.J., and McCabe, B.P.M.,” (1994) “Testing for Unit roots: a Simple Alternative to Dickey-Fuller”, Applied Economics, Vol.29, 721-729.
- Mackinnon, J. (1991),” Critical Values for Cointegration Tests” in R.F. Engle and C.W.J. Granger (ed.), Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford, Oxford University Press.
- Mankiw, N.G. and Summers, L.H. (1986): “ Money Demand Effects of Fiscal Policies”, Journal of Money, Credit and Banking, 18,415-429.
- Miller, S.M.. (1991).: “ Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error- Correction Modelling”, Journal of Money, Credit, and Banking, 23,139-154.
- Newey, W., and West, K., (1987) “A simple Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix” Econometrica, 55, 703-708.
- Osterwald-Lenum, M., (1992) “A note with Quantile of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics. “Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 45. 461-471.
- Psanadakis, Z. (1993), “ The Demand for Money in Greece: an Exercise in Econometric Modelling With Cointegrated Variables”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 55,2,215-235.
- Phillips, P.C. B., (1986), “Understanding Spurious Regression in Econometrics”, Journal of Econometrics, Vol. 33, 311-340.

- Phillips, P.C. B., (1978), “Time Series Regression with Unit Root”, Econometrica, Vol. 55, 277-301.
- Phillips, P.C.B and Perron, P., (1988)“Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, Biometrika, Vol.75, 335-346.
- Roley, V. V. (1985):, “Money Demand Predictability”, Journal of Money, Credit and Banking, 17, 611-641.
- Tylorm M.P. (1987):” Financial Innovation, Inflation and the Mobility of the Demand for Broad Money in the U.K.”, Bulletin of Economics Research, 39,225-233·.

ملحق

الكتلة النقدية (M1)، الناتج المحلي الإجمالي الرقم القياسي لأسعار المستهلك
في سورية خلال الفترة ١٩٧٤-١٩٩٤

السنوات	الكتلة النقدية M1 بأسعار ١٩٨٥ مليون ل.س	الناتج المحلي الإجمالي بأسعار ١٩٨٥ مليون ل.س	الرقم القياسي لأسعار المستهلك بأسعار ١٩٨٥	السنوات	الكتلة النقدية M1 بأسعار ١٩٨٥ مليون ل.س	الناتج المحلي الإجمالي بأسعار مليون ل.س١٩٨٥	الرقم القياسي لأسعار المستهلك بأسعار ١٩٨٥
1974/1	31755.07	43627	13.8	1984/3	99056.21	80827	42.7
1974/2	35686.62	45756.5	14.2	1984/4	102717.3	82026	44.4
1974/3	36802.05	47886	14.6	1985/1	100167.7	83225	46.1
1974/4	36935.33	50015.5	15	1985/2	96374.13	82196	50.25
1975/1	37687.01	52145	15.4	1985/3	89429.23	81167	54.4
1975/2	38125.12	53574	15.825	1985/4	93896.33	80138	58.55
1975/3	41236.92	55003	16.25	1986/1	88076.71	79109	62.7

· تاريخ ورود البحث إلى مجلة جامعة دمشق ١٩٩٩/٨/٩.

72.025	79486.25	76647	1986/2	16.675	56432	41729.54	1975/4
81.35	79863.5	70102.77	1986/3	17.1	57861	41256.14	1976/1
90.675	80240.75	67509.57	1986/4	17.625	58045.25	42483.97	1976/2
100	80618	61203.2	1987/1	18.15	58229.5	45103.58	1976/3
108.865	83291.75	58128.14	1987/2	18.675	58413.75	45842.03	1976/4
117.3	85965.5	55505.63	1987/3	19.2	57124	46842.19	1977/1
125.95	88639.25	53703.37	1987/4	19.425	58370.25	48704.76	1977/2
134.6	91313	50550.37	1988/1	19.65	59616.5	51644.78	1977/3
138.425	89268	51235.96	1988/2	19.875	60862.75	54805.53	1977/4
142.25	87223	54361.55	1988/3	20.1	62109	56282.09	1978/1
146.075	85178	54510.22	1988/4	20.325	62673	59259.53	1978/2
149.9	83133	53607.87	1989/1	20.55	63237	62195.62	1978/3

تتمة الملحق

157.175	84721	53432.61	1989/2	20.775	63801	66729.72	1978/4
164.45	86309	53027.61	1989/3	21	64365	65500	1979/1
171.725	87897	55151.9	1989/4	22	66293.25	64875.45	1979/2
179	89485	54128.94	1990/1	23	68221.5	65961.74	1979/3
182.425	91084.5	55018.88	1990/2	24	70149.75	67162.5	1979/4
185.85	92684	57866.77	1990/3	25	72078	67050.4	1980/1
189.275	94283.5	62646.68	1990/4	26.175	73791.25	69603.44	1980/2
192.7	95883	63456.31	1991/1	27.35	75504.5	72253.02	1980/3
198.675	98420	67226.83	1991/2	28.525	77217.75	76614.2	1980/4
204.65	100957	68135.35	1991/3	29.7	78931	75027.27	1981/1
210.625	103494	69442.56	1991/4	30.75	79349.75	76765.85	1981/2
216.6	106031	69360.71	1992/1	31.8	79768.5	78315.09	1981/3
223.75	107799	69461.68	1992/2	32.85	80187.25	75591.78	1981/4
230.9	109567	71692.12	1992/3	33.9	80606	76593.81	1982/1
238.05	111335	75309.09	1992/4	34.425	80894	73531.74	1982/2

245.2	113103	74331.48	1993/1	34.95	81182	80318.45	1982/3
245.6	115260.2	77502.52	1993/2	35.475	81470	83208.74	1982/4
264	117417.5	78953.14	1993/3	36	81758	88542.22	1983/1
273.4	119574.8	81070.19	1993/4	36.825	80925.75	88479.57	1983/2
282.8	121732	77765.17	1994/1	37.65	80093.5	91445.15	1983/3
288.175	122825.5	78637.67	1994/2	38.475	79261.25	96110.2	1983/4
293.55	123919	81085.85	1994/3	39.3	78429	101778.9	1984/1
304.3	125012.5	76766.25	1994/4	41	79625	103610.5	1984/2